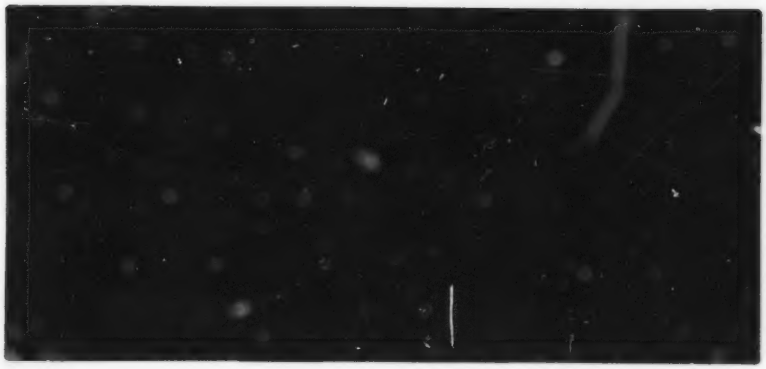
Economic Council
of Canada

Conseil économique
du Canada

Working Paper
Document de travail



Document de travail n° 42

La durée des prestations d'assurance-chômage

Miles Corak

1992

ISSN 1180-3495

La durée des prestations d'assurance-chômage

Les résultats publiés dans le présent document demeurent l'entière responsabilité de l'auteur et, en tant que tels, n'engagent en rien le Conseil économique du Canada.

92-06760/

Table des matières

Remerciements	vii
Résumé	ix
Introduction	1
Méthodoligie économétrique	4
Description des données et des résultats	9
Conclusion	21
Appendice A	25
Notes	31
Liste des tableaux	35
Bibliographie	37

Les droits d'auteur sur les « Documents de travail » du Conseil économique appartiennent à la Couronne. Toute reproduction de courts extraits est autorisée aux termes de la législation canadienne sur le droit d'auteur. L'autorisation de reproduire ou de citer de longs extraits doit être adressée au :

Directeur des publications
Conseil économique du Canada
Case postale 527
Ottawa, (Ontario)
K1P 5V6

Remerciements

Les travaux de recherche qui font l'objet du présent document ont été parrainés par le Conseil économique du Canada avec la coopération d'Emploi et Immigration Canada et du Groupe de l'analyse des entreprises et du marché du travail, de Statistique Canada. Je tiens à remercier le Conseil économique, et en particulier S. Gera, H. Lazar et R. Preston, de leur appui. En outre, je suis reconnaissant à C. Beach, D. Green, G. Picot, T. Wannell ainsi qu'à deux lecteurs d'avoir bien voulu me faire part de leurs observations. Toutefois, le contenu du présent document demeure la seule responsabilité de l'auteur.

Résumé

Les données administratives sur le fonctionnement du programme canadien d'assurance-chômage, portant sur la période allant de 1971 au début de 1990, ont servi à examiner les déterminants de la durée de réception des prestations, et ce, d'une façon distincte pour les hommes et les femmes. Les modèles paramétriques du taux de risque de la transition entre la réception des prestations d'assurance-chômage et un emploi à plein temps sont estimés selon la méthode de Follman, Goldberg et May [1990]. Cette méthode permet de faire varier les covariables particulières pendant une période de chômage. L'examen a donné les principaux résultats suivants : le taux des prestations a un effet net et significatif sur la durée des périodes de chômage des femmes, mais aucun effet chez les hommes; les taux régionaux de chômage influent fortement sur la durée du chômage pour les hommes, mais ont peu d'effet sur ceux des femmes; enfin, l'écart entre les sexes ainsi que la signification du modèle disparaissent au fur et à mesure qu'approche la fin de l'admissibilité aux prestations.

Introduction

L'arbitrage entre la suffisance des prestations d'assurance-chômage et les désincitations au travail associées à ces dernières est un aspect du programme canadien qui a souvent fait l'objet d'un débat. Par suite des vastes réformes adoptées en 1972 et de l'élaboration de modèles théoriques de recherche sur le chômage, les économistes ont accordé une grande attention aux désincitations au travail que peuvent entraîner des critères d'admissibilité moins stricts, des taux de prestations plus élevés et des périodes de prestations plus longues. Grubel, Maki et Sax [1975], Green et Cousineau [1976], Kaliski [1976], Lazar [1978] et Rea [1977] constituent quelques exemples de travaux où les auteurs ont tenté de quantifier les répercussions du programme sur le taux de chômage, tandis que Beach et Kaliski [1983], Keil et Symons [1990], Milbourne, Purvis et Scoones [1989] ainsi que Phipps [1990a, 1990b] ont examiné les conséquences possibles des modifications plus récentes apportées à la loi et des changements proposés. Ces derniers travaux ont généralement accordé beaucoup plus d'attention aux aspects du régime d'assurance-chômage qui ont les répercussions les plus importantes sur le comportement de la main-d'œuvre et sur le taux de chômage global. Ces renseignements constituent certainement une condition préalable à l'exécution appropriée de la politique. Il est facile de souscrire à la thèse de Pal [1985] selon laquelle la principale raison des modifications apportées par le législateur, pendant les années 70 et 80, au programme d'assurance-chômage, est la tentative du gouvernement fédéral de contenir les coûts du programme; toutefois, la plupart des changements ont toujours contenu, comme dans le cas du projet de loi C-21 qui a été promulgué en 1990, l'objectif explicite d'une réduction des désincitations au travail du programme d'assurance-chômage (Emploi et Immigration Canada [1989], p. 5).

Malheureusement, les auteurs de ces études récentes ne semblent pas en être arrivés à un consensus sur l'ampleur de l'effet du programme sur le taux de chômage, ni sur les paramètres du programme qui sont les plus importants pour la détermination de cet effet lorsqu'on prétend qu'il est significatif. Milbourne, Purvis et Scoones soutiennent que le régime d'assurance-chômage explique en grande partie le fait que les taux de chômage sont demeurés élevés au Canada au cours des années 80, et que la principale raison de ce phénomène est la générosité des prestations et la façon dont est déterminée la durée de ces prestations. Keil et Symons sont eux aussi d'avis que l'assurance-chômage est la principale cause des taux de chômage élevés, mais ils croient que le taux des prestations est le paramètre déterminant du programme. Par contre, Phipps [1990a] affirme avec tout autant d'insistance que le programme d'assurance-chômage ne comporte à peu près aucun effet dissuasif. Elle présente des résultats de simulation de la mise en œuvre de modifications radicales du programme, comme celles qu'ont proposées les com-

missions Forget et MacDonald, qui ne révèlent aucune répercussion sur l'offre de main-d'œuvre (Commission royale d'enquête sur l'assurance-chômage [1986]; Commission royale d'enquête sur l'union économique et les perspectives de développement du Canada [1985]).

Même si la théorie sous-jacente suscite des hypothèses sur le comportement individuel, ces études plus récentes, comme les études antérieures, sont pour la plupart fondées sur des données agrégées. Atkinson et Micklewright [1985] ont critiqué une grande partie de la littérature britannique à cet égard pour la même raison. L'utilisation de données agrégées exige souvent l'élaboration d'une mesure sommaire quelconque ou moyenne de la générosité du programme qui puisse servir d'approximation de la situation réelle des individus. Ils font remarquer que ces approximations n'ont souvent aucun lien avec les circonstances réelles et qu'elles peuvent exagérer les effets dissuasifs du programme. Il semble beaucoup plus pertinent de tester ces hypothèses à l'aide de micro-données sur les prestataires d'assurance-chômage, puis, de les extrapoler au niveau agrégé[1].

On a eu souvent recours aux micro-enquêtes et aux données administratives aux États-Unis et en Grande-Bretagne tandis qu'au Canada, ces méthodes ont été utilisées assez rarement[2]. Phipps [1990a], qui utilise les données de l'enquête sur les dépenses des familles et impute les prestations d'assurance-chômage aux individus de l'échantillon, établit une distinction entre son étude et de nombreuses autres, tandis que Glenday et Jenkins [1981a, 1981b] de même que Ham et Rea [1987] sont les seuls exemples d'études qui ont recours à des données administratives. Le document Ham et Rea se distingue par l'utilisation de données pertinentes et d'une méthodologie économétrique pour l'examen de l'effet de l'assurance-chômage sur la durée des périodes de chômage au Canada. Selon cette étude, le comportement des individus est influencé par la durée de leurs prestations éventuelles. En particulier, ils concluent que, lorsque la fin de l'admissibilité aux prestations approche, les chômeurs ont tendance à chercher plus activement un emploi ou à accepter plus volontiers des offres d'emploi. En d'autres termes, la durée des périodes de chômage est inversement proportionnelle au nombre de semaines de prestations auxquelles les chômeurs ont droit. Ham et Rea n'ont pu découvrir une influence statistiquement significative du taux des prestations (le rapport entre les prestations et les gains) sur la durée d'une période de chômage; toutefois, leurs résultats montrent que le niveau général de la demande globale, mesuré en fonction du taux de chômage, est aussi un déterminant important de la durée des périodes de chômage.

Dans le présent document, les travaux de recherche présentés portent aussi sur le comportement des individus pendant qu'ils reçoivent des prestations d'assurance-chômage. Comme dans Ham et Rea [1987], on a eu

recours aux données administratives extraites du fonctionnement même du programme; toutefois, un certain nombre d'éléments ont été ajoutés. Premièrement, l'analyse porte sur les hommes et les femmes et repose sur un échantillon beaucoup plus important. L'étude de Ham et Rea se limite à 1 058 périodes de chômage provenant d'un échantillon de 282 hommes qui ont touché des prestations d'assurance-chômage à un moment quelconque entre 1975 et 1980. La présente étude comprend 12 314 observations sur des femmes et 20 236 observations sur des hommes, pour la période allant de 1971 à mars 1990. Cet échantillon plus important permettra, espérons-le, non seulement d'examiner les écarts entre les hommes et les femmes, mais aussi d'obtenir une estimation plus précise de tout déterminant éventuel de leur comportement. Deuxièmement, la présente étude fait appel à une définition un peu plus large du « chômage »; il serait peut-être plus approprié d'utiliser l'expression « période de réception de prestations ». Cette définition tient compte du fait que le régime canadien d'assurance-chômage permet aux prestataires de gagner, sans pénalité, jusqu'à 25 % de leurs prestations hebdomadaires dans le cadre d'un emploi à temps partiel. Ces périodes figurent dans la définition de la durée de la période de chômage. Cette définition sous-entend que l'analyse porte sur la période dont a besoin une personne pour cesser de recevoir des prestations et commencer à occuper un emploi à plein temps. Cette définition devrait permettre d'indiquer avec plus de précision la façon dont les individus ont recours au programme et l'influence des changements de politique non seulement sur le comportement des individus, mais aussi sur les coûts du programme. Troisièmement, la méthodologie économétrique utilisée accepte la conclusion de Ham et Rea selon laquelle la durée de l'admissibilité aux prestations influe sur la durée des périodes de chômage; toutefois, elle tient compte de cette influence d'une façon nouvelle qui permet aux estimations paramétriques du modèle de varier lorsque la fin de l'admissibilité aux prestations d'un individu approche. Par conséquent, il est possible d'établir un profil des caractéristiques et des circonstances individuelles reliées à l'obtention d'un emploi à la fin de l'admissibilité aux prestations.

Une description de la méthodologie de l'étude figure à la section suivante. Puis une description des données et des résultats est présentée dans la section subséquente. Enfin, la dernière section résume les conclusions principales. Les résultats de l'étude révèlent des écarts importants entre le comportement des hommes et des femmes qui touchent des prestations d'assurance-chômage. Entre autres, on a découvert que le taux des prestations n'influe pas sur le comportement des hommes, mais qu'il a un effet important et significatif sur celui des femmes. Une augmentation de 5 points du taux des prestations, par exemple de 60 à 65 % de la rémunération hebdomadaire assurable, accroît d'environ 3 semaines la durée moyenne des périodes de chômage chez les femmes.

Chez les hommes, la durée des périodes de chômage varie selon l'état de la demande globale; chaque fois que le taux régional de chômage augmente de 4 points, la durée des périodes de chômage chez les hommes s'accroît d'une semaine. L'effet de la demande globale sur les périodes de chômage des femmes n'est pas robuste par rapport à la spécification du modèle. En outre, une foule de variables de contrôle influent sur la durée de la réception des prestations qui font ressortir des différences importantes selon le sexe; même si l'approche de la fin de l'admissibilité aux prestations semble entraîner des changements dans le comportement des individus, la plupart des facteurs qui influent sur la durée des périodes de chômage avant la fin de l'admissibilité aux prestations n'ont aucune influence dans les quatre semaines qui précèdent cette date. Sauf quelques exceptions mineures, les hommes et les femmes ont un comportement très semblable à l'approche de la fin de leur admissibilité aux prestations.

Méthodologie économétrique

Les analyses économiques sur les désincitations au travail de l'assurance-chômage adoptent habituellement l'une des deux approches suivantes : la première est le modèle néoclassique standard de l'offre de main-d'œuvre; il s'agit d'un modèle statique du choix d'un individu entre un revenu et des loisirs sur un certain horizon temporel, que l'analyste fixe habituellement à un an, de façon arbitraire. On soutient que la disponibilité des prestations d'assurance-chômage modifie les dimensions de l'arbitrage auquel les individus font face, ce qui influe sur leur offre de main-d'œuvre. Un modèle de ce genre a été utilisé, entre autres, par Rea [1987] et, sous une forme modifiée, par Phipps [1990a]. La deuxième approche est un modèle théorique de recherche sur le comportement des individus. Ce cadre porte sur le processus dynamique de transition entre le chômage et l'emploi. Il décrit une personne qui ne sait pas où sont les emplois. Le chômage est considéré comme la recherche d'un emploi acceptable. On affirme souvent qu'en diminuant les coûts de la recherche d'un emploi, le régime d'assurance-chômage diminue le nombre d'emplois qui sont jugés acceptables, ce qui accroît la durée du chômage. Ham et Rea [1987] ont adopté ce cadre.

Il s'agit aussi du cadre utilisé dans la présente analyse. On peut résumer les résultats de base de la théorie de la recherche à l'aide de l'équation suivante :

$$\lambda_i(\mathbf{X},t) = \rho_i(\mathbf{X},t)\,[1 - F(w_i^*(\mathbf{X},t))] \qquad (1)$$

Ainsi, λ_i est la probabilité qu'un individu i, dont les caractéristiques et les circonstances sont représentées par le vecteur $\mathbf{X}$, trouvera de l'emploi après avoir été en chômage pendant les périodes t. Cette probabilité con-

ditionnelle est appelée taux de risque; celui-ci peut varier pendant la période de chômage de l'individu. Il est inversement proportionnel à la durée de la période de chômage; ainsi, plus le taux de risque est élevé, plus la durée de la période est courte. Le taux de risque est déterminé par deux facteurs distincts sur le plan conceptuel : le rythme auquel les offres d'emploi sont reçues par l'individu, ρ_i, et la fraction des offres qui sont jugées acceptables, $[1-F(w_i^*)]$. La théorie de la recherche porte sur le processus de décision à la base de ce dernier facteur.

Lorsqu'on lui offre un emploi, le chômeur « rationnel » doit choisir entre accepter l'offre ou la rejeter afin de continuer à chercher une meilleure offre. Les emplois se caractérisent seulement par le taux salarial correspondant, soit w. Les salaires sont distribués en vertu d'une fonction de densité $f(w)$ et reliés à une fonction de distribution cumulée $F(w)$. L'individu rejettera une offre chaque fois que les avantages escomptés d'un rejet sont supérieurs aux coûts prévus. Les coûts du rejet d'une offre sont le manque à gagner, tandis que l'avantage du rejet est l'augmentation escomptée des gains que procurera la poursuite de la recherche. On appelle « salaire d'acceptation », w^*, le taux salarial où l'individu se trouve à la limite de l'indifférence entre le rejet et l'acceptation d'une offre. L'individu acceptera toutes les offres d'emploi dont le salaire est supérieur au salaire d'acceptation; il rejettera toutes les offres d'emploi dont le salaire est inférieur. Comme l'ont souligné Atkinson et Micklewright [1985], ce cadre est logique seulement lorsque les individus sont en mesure de choisir. Il se peut très bien qu'un individu ait un salaire d'acceptation inférieur à l'offre salariale la plus basse qu'il puisse recevoir. Dans cette situation, l'individu accepte tous les emplois offerts, et le taux de risque sera déterminé seulement par le rythme d'arrivée des offres d'emploi[3].

La possibilité de toucher des prestations d'assurance-chômage diminue le coût de rejet de toute offre reçue; par conséquent, le salaire d'acceptation de l'individu est plus élevé. En ce sens, il y a diminution de la proportion des offres d'emploi qui sont jugées acceptables, et la durée de la période de chômage est donc plus longue. En général, cette influence est mesurée par ce qu'on appelle le « taux de remplacement », soit le rapport entre les prestations et les gains attendus de l'emploi éventuel. Dans la présente étude, ce rapport est appelé le « taux des prestations ». Plus ce taux est élevé, plus le coût de la poursuite de la recherche d'un emploi est faible, plus le salaire d'acceptation est élevé et plus la durée prévue d'une période de chômage est longue. En outre, la durée possible des prestations influe sur le comportement individuel. Plus la fin de l'admissibilité aux prestations approche, plus est forte la probabilité que le salaire d'acceptation baisse ou que l'intensité de la recherche d'emploi augmente. Là encore, les individus doivent être en mesure de choisir, sinon la disponibilité des prestations n'aura aucun effet sur la durée d'une période de chômage.

Il est impossible d'établir une distinction empirique entre le rôle joué par ρ_i et celui de $[1-F(w_i^*)]$ dans la détermination du taux de risque. Il en découle que presque toutes les études empiriques sont fondées sur une formule réduite du modèle d'équation (1). Le rythme des nouvelles offres d'emploi et la distribution des salaires sont déterminés par des facteurs de la demande et de l'offre du marché. Par exemple, ρ est déterminé par l'état de la demande globale et par les caractéristiques de l'individu et l'intensité de sa recherche d'emploi; par contre, $f(w)$ est déterminé par les caractéristiques de la branche d'activité où l'individu cherche un emploi ainsi que par les caractéristiques et compétences personnelles de ce dernier. En fait, de nombreux éléments de ce modèle sont impossibles à observer; par exemple, l'intensité de la recherche d'emploi et les attentes de l'individu en ce qui a trait à la distribution des offres de salaire.

Néanmoins, l'examen de la durée des périodes de chômage est, de cette façon, étroitement lié à un cadre théorique. L'utilisation des taux de risque est non seulement intéressante sur le plan théorique, elle offre en outre une approche empirique qui permet de prévoir le comportement des individus pendant leur période de chômage et de traiter certaines caractéristiques des données, notamment que, au moment de l'observation, les périodes de chômage ne sont peut-être pas toutes terminées. Il y a un rapport direct entre la durée des périodes de chômage et le taux de risque. Si les périodes de chômage sont distribuées selon la densité $g(t)$ et la fonction de distribution cumulée $G(t)$ et si la fonction de survie est définie comme étant $S(t) = 1\text{-}G(t)$, alors le taux de risque est :

$$\lambda(t) = g(t)/S(t) \tag{2}$$

Cette formule équivaut à $-d\ln S(t)/dt$, qui implique que $S(t) = \exp(-\int_0^t \lambda(u)du)$. Ainsi, le fait de préciser une formule fonctionnelle pour le taux de risque équivaut à préciser une densité pour la distribution des périodes de chômage, étant donné que $g(t) = \lambda(t)\exp(-\int_0^t \lambda(u)du)$. Par conséquent, aux fins de l'estimation, la fonction de vraisemblance peut être écrite comme suit :

$$\Pi_{i=1}^{N} g(t_i)^{1-di}\,[1-G(t_i)]^{di} \tag{3}$$

Dans laquelle $d_i = 0$ si la période observée est terminée et $d_i = 1$ si la période n'est pas terminée. La dernière catégorie ne précise que le fait que la période a duré un certain temps et qu'elle constitue une probabilité, fournie par la fonction de survie, à la vraisemblance de l'échantillon. La substitution pertinente implique que l'équation (3) peut aussi être exprimée comme suit :

$$\Pi_{i=1}^{N} S(t_i)\,\lambda(t_i)^{1-di} \tag{3a}$$

L'enquête empirique sur la durée des périodes de chômage repose essentiellement sur le choix d'une formule fonctionnelle pour exprimer la fonction de risque. La formule fonctionnelle réelle choisie doit être suffisamment souple pour éviter les risques d'erreur dans les spécifications. Ham et Rea ont choisi une spécification qui est très souple. Toutefois, comme dans la plupart des études, la procédure rend obligatoire l'utilisation d'estimations paramétriques des covariables du modèle qui soient identiques tout au long de la période de chômage. Follmann, Goldberg et May [1990] ont soutenu que l'effet des covariables peut varier à certains moments de la période de chômage, par exemple, à la fin de l'admissibilité aux prestations. Ils ont élaboré une méthode qui permet aux estimations paramétriques de varier à ces moments-là. Dans le présent document, certains aspects de leur méthodologie ont été adaptés en fonction de l'une des généralisations qu'ils proposent (Follman *et al.* [1990], p. 358-359).

En particulier, nous acceptons la proposition de Ham et Rea selon laquelle les taux de risque individuels augmentent lorsque la fin de l'admissibilité aux prestations approche. Cependant, nous n'en tenons pas compte en utilisant l'admissibilité aux prestations comme covariable du modèle, mais plutôt en supposant que la période de chômage comporte deux intervalles distincts, chacun caractérisé par une formule fonctionnelle différente du taux de risque. En général, les covariables sont introduites dans les modèles de durée par une spécification proportionnelle de taux de risque prévoyant la multiplication par $\exp(\mathbf{X}\beta)$ de certains taux de risque de base de sorte que, par exemple, le taux de risque devient :

$$\lambda_i(\mathbf{X},t) = h(t_i)\exp(\mathbf{X}\beta) \qquad (4)$$

La spécification de $h(t)$ pourrait être suffisamment souple pour permettre au modèle de tenir compte des faits nouveaux survenus pendant la période de chômage; toutefois, ce modèle suppose que l'effet des caractéristiques de l'individu, $\mathbf{X}$, est le même pendant toute la période de chômage. Lorsque la fin de l'admissibilité aux prestations approche, il est concevable que l'intensité de la recherche ou le salaire d'acceptation diminue, ce qui entraînerait une augmentation du taux de risque; toutefois, il est impossible de distinguer les caractéristiques individuelles particulières associées à ces changements de comportement. En fait, l'effet des caractéristiques personnelles est mesuré en fonction de leur influence moyenne pendant toute la durée de la période de chômage. Ainsi, s'il y a des écarts importants dans le comportement au cours des deux sous-périodes de la période de chômage, non seulement ce modèle masque-t-il le rôle de certaines caractéristiques pendant l'admissibilité aux prestations, mais il peut aussi fausser les estimations de β, pendant la période antérieure.

La période de chômage compte donc deux intervalles distincts. Pendant le premier, l'individu a commencé à chercher un emploi et sa période d'admissibilité aux prestations est suffisamment longue pour ne pas influer sur son comportement. Pendant le deuxième intervalle, l'individu a utilisé une portion importante de sa période initiale d'admissibilité aux prestations, et la fin imminente de l'admissibilité aux prestations commence à influer sur son comportement. Dans ce cas, la fonction de risque peut être exprimée avec plus de précision comme suit :

$$\lambda_{1i}(\mathbf{X},t) = h_1(t_i)\exp(\mathbf{X}\beta) \qquad t_i \leq t_{ai} \tag{5a}$$

$$\lambda_{2i}(\mathbf{X},t) = h_2(t_i)\exp(\mathbf{X}\theta) \qquad t_{ai} < t_i \tag{5b}$$

où t_{ai} représente un quelconque intervalle avant la fin de l'admissibilité aux prestations. Selon la formulation utilisée ici, t_{ai} est la période d'admissibilité initiale de l'individu i, moins cinq semaines[4]. Lorsque la période d'admissibilité est encore supérieure à quatre semaines, le taux de risque est obtenu par (5a); lorsque cette période est inférieure à quatre semaines, le taux de risque est obtenu par (5b). De cette façon, le taux de risque de base et l'influence des covariables, mesurée par les vecteurs β et θ, peuvent varier entre les deux intervalles[5]. Si le risque est donné de cette façon fragmentée, alors les fonctions de densité et de survie au cours du premier intervalle sont $S_1(t)$ et $\lambda_1(t)S_1(t)$, tandis que pendant le second intervalle, elles sont $S_1(t_a)S_2(t-t_a)$ et $S_1(t_a)S_2(t-t_a)\lambda_2(t-t_a)$. Selon Follman *et al.*, la fonction de vraisemblance de ce modèle est obtenue comme suit :

$$\begin{aligned} L(\lambda_1,\lambda_2) &= \Pi_{t\leq ta}\, S_1(t_i)\lambda_1(t_i)^{1-di}\, \Pi_{t>ta}\, S_1(t_a)S_2(t-t_a)\lambda_2(t-t_a)^{1-di} \\ &= \Pi_{i=1}^{N} S_1(\tau_i)\lambda_1(\tau_i)^{1-\delta i}\, \Pi_{i=1}^{N2}\, S_2(\mu_i)\lambda_2(\mu_i)^{1-\delta i^*} \\ &= L_1(\lambda_1)\, L_2(\lambda_2) \end{aligned}$$

où $(\tau_i,\delta_i)=(t_i,d_i)$ si $t_i<t_{ai}$, $(\tau_i,\delta_i)=(t_i,1)$ si $t_i\geq t_{ai}$, et $(\mu_i,\delta_i^*)=(t_i-t_{ai},d_i)$ si $t_i>t_{ai}$, et où le nombre total d'observations est $N=N_1+N_2$. De cette façon, la fonction de vraisemblance constitue un facteur à deux reprises distinctes, une pour chaque intervalle. L'opération est donc plus simple, car la maximisation des données transformées peut être accomplie en deux étapes distinctes. La première composante de la fonction de vraisemblance utilise l'information de tout l'échantillon. Les périodes de chômage qui durent plus de t_{ai} sont raccourcies à t_{ai} et traitées comme étant « tronquées ». Toutes les autres périodes de chômage demeurent inchangées. La deuxième composante du facteur de vraisemblance ne porte que sur les périodes de chômage supérieures à t_{ai}. Leur durée est raccourcie comme suit : t_i-t_{ai}.

Description des données et des résultats

Les données proviennent de l'un des fichiers de composantes utilisées pour l'administration du programme canadien d'assurance-chômage, soit le « profil vectoriel ». Ce fichier contient les renseignements hebdomadaires sur la réception des prestations et les activités survenues pendant la période de prestations d'un individu. Le programme canadien prévoit plusieurs catégories de demandes de prestations, dont les demandes de prestations de pêcheur, les demandes de prestations de maladie et de maternité ainsi que les demandes de prestations ordinaires, de même que les demandes de prestations à des fins de perfectionnement (comme la formation et le partage d'emplois). La présente analyse se limite aux observations sur les demandes « ordinaires » de prestations d'assurance-chômage et porte sur la période commençant à peu près au milieu de 1971, année où une vaste réforme du programme est entrée en vigueur, et prenant fin en mars 1990[6]. Parmi l'ensemble des demandes, on a tiré un échantillon (ratio de 1 pour 1 000) de 32 550 demandes[7].

Les données constituent un relevé hebdomadaire des activités d'un prestataire après que ce dernier a présenté sa demande de prestations d'assurance-chômage[8]. Les données relatives à la durée sont extraites de ces renseignements de la façon suivante : lorsqu'une demande est acceptée, il y a ensuite un délai de carence de deux semaines avant le début du versement des prestations d'assurance-chômage. L'analyse se limite aux individus qui étaient admissibles aux prestations; toutefois, selon Portugal et Addison [1990], il est reconnu que certaines personnes peuvent se trouver un autre emploi avant la fin du délai de carence, ou peuvent mettre fin à leur demande pour toute autre raison, et ce, avant de recevoir des prestations. Ces personnes ne sont *pas* exclues de l'échantillon. Les données n'indiquent pas si ces personnes ont bel et bien trouvé un emploi, mais seulement qu'elles ont demandé des prestations, qu'elles y étaient admissibles et qu'elles n'en ont pas touchées. Par conséquent, on considère que ces personnes ont connu des périodes de chômage dont la durée est tronquée à deux semaines[9]. La durée des périodes de chômage commence la semaine où la demande de prestation est reçue. Par conséquent, elle comprend le délai de carence. Selon la définition qui en est donnée, une période de chômage se poursuit jusqu'à ce qu'une personne signale qu'elle a trouvé un emploi à plein temps (la période est alors considérée comme terminée) ou jusqu'à la fin de l'admissibilité aux prestations (alors, la période de chômage est considérée comme tronquée)[10].

La durée maximale de la période d'admissibilité aux prestations est déterminée par le nombre de semaines d'emploi déclaré au moment de la présentation de la demande de prestations et par les taux de chômage régional et national. En septembre 1977, la détermination de la durée

des périodes d'admissibilité a subi d'importantes modifications; en outre, les définitions des régions utilisées pour établir cette détermination ont été modifiées. Ces changements sont décrits par Dingledine [1981, p. 62-67, p. 95-95]. De toute façon, la période maximale d'admissibilité aux prestations a toujours été de 50 semaines.

Il est possible de gagner, chaque semaine et sans pénalité, jusqu'à 25 % du montant hebdomadaire des prestations dans le cadre d'un emploi à temps partiel. Toutefois, lorsque les gains dépassent cette limite, les prestations sont réduites du montant de l'excédent. Il y a donc là pour les prestataires une forte incitation à chercher un emploi à temps partiel. Corak [1990] décrit les restrictions touchant le budget hebdomadaire d'un prestataire. Selon les totalisations effectuées à l'aide du même ensemble de données que celui utilisé dans la présente analyse, seulement une très faible partie du temps total d'une période de prestations est passée à toucher des prestations entières/ partielles et des gains (Corak [1990], tableaux 1 et 2)[11]. Il semble que, dans certains cas, des personnes acceptent des emplois à temps partiel qui deviennent accessibles pendant une brève période, et continuent de recevoir des prestations; puis, ils recommencent à recevoir des prestations sans gagner un revenu[12]. Ils ne semblent pas considérer cet emploi comme permanent et ne ralentissent pas beaucoup leur recherche d'un emploi. Par conséquent, ces périodes d'emploi intermittentes ne sont pas considérées comme distinctes et sont incorporées à la définition d'une période de chômage. Cette amalgamation découle en outre du fait que, d'un point de vue de politique publique, il y a un intérêt dans la durée du versement des prestations, non seulement dans la durée d'une période de chômage selon la définition traditionnelle. De fait, cette nouvelle définition entraîne la fusion de deux périodes de chômage qui auraient autrement été séparées par une brève période d'emploi à temps partiel. Toutefois, il est plus précis de décrire ces périodes comme des périodes de réception de prestations, plutôt que des périodes de chômage : elles permettent de mesurer le temps qu'il faut aux individus pour cesser de recevoir des prestations. Si le prestataire déclare une semaine d'emploi à plein temps, il cessera de recevoir des prestations. Dans ce cas, on considère que la période de chômage est terminée, même si cette personne peut à terme recommencer à toucher les prestations restantes de sa période de prestations[13].

Le tableau 1 présente des statistiques sommaires sur l'échantillon, selon le sexe. La durée moyenne des périodes est de 18,5 semaines chez les hommes et de 20,5 semaines chez les femmes. Le premier chiffre est le double des 9,2 semaines signalées par Ham et Rea [1987, tableau 2]; toutefois, il est beaucoup plus proche de la moyenne du nombre total de semaines de prestations versées par demande, soit de 20,6 semaines[14]. Le chiffre de Ham et Rea est beaucoup plus faible en partie parce que ceux-ci ne semblent pas inclure le délai de carence dans leur définition

Tableau 1

Statistiques sommaires

	HOMMES		FEMMES	
	moyenne	écart-type	moyenne	écart-type
Durée* (semaines)	18,50	16,71	20,54	17,89
Âge/10	3,25	1,24	3,25	1,17
(Âge/10)^2	12,09	9,58	11,97	8,82
Taux des prestations	0,62	0,03	0,62	0,03
Taux de chômage	9,82	4,11	9,50	3,88
Au-dessus du maximum	0,79		0,59	
Rev. supplémentaire	0,03		0,04	
Première demande	0,27		0,33	
Quatre semaines	0,18		0,16	
Personnes à charge	0,36		0,22	
Étudiant	0,10		0,09	
RMR	0,44		0,46	
1er trimestre	0,27		0,23	
2^e trimestre	0,20		0,26	
3^e trimestre	0,20		0,26	
4^e trimestre	0,35		0,25	
Agr.-Forêt-Pêche	0,30		0,19	
Mines	0,12		0,17	
Secteur manufacturier	0,16		0,13	
Construction	0,13		0,01	
Serv. distribution	0,12		0,13	
Autres services	0,10		0,20	
Services hors marché	0,08		0,17	
Terre-Neuve	0,05		0,04	
Maritimes	0,09		0,09	
Québec	0,32		0,31	
Ontario	0,29		0,32	
Manitoba-Saskatchewan	0,06		0,06	
Alberta	0,07		0,06	
C.-B.	0,12		0,11	
Nombre pér. terminées	15 194		8 354	
Nombre pér. tronquées	5 042		3 960	

* comprend les périodes de chômage tronquées

du chômage; cependant, cet écart découle surtout du fait que, selon leur définition de la période de chômage, celle-ci prend fin pendant la semaine au cours de laquelle un individu déclare des gains, quelle que soit sa situation sur le plan des prestations (Ham et Rea [1987], note 22)[15].

La variable « taux des prestations » nécessite quelques explications. Dans le cas des individus qui gagnent moins que le maximum de la rémunération assurable, ce taux se définit comme le taux hebdomadaire des prestations divisé par les gains hebdomadaires du titulaire de l'emploi dont on se sert pour appuyer la demande. Dans le cas des personnes qui gagnent plus que le maximum de la rémunération assurable, les gains réels ne sont pas pris en compte et le « taux des prestations » est le taux des prestations hebdomadaires divisé par le maximum de la rémunération assurable[16]. Ce choix implique une erreur de mesure à deux égards. Premièrement, selon le point de vue théorique de la recherche, la variable souhaitée est le taux des prestations hebdomadaires divisé par le salaire escompté de l'emploi futur, et non par le salaire de l'emploi précédent. Deuxièmement, de façon plus évidente, le calcul ne tient pas compte des observations réelles des salaires dans le cas des personnes qui gagnent plus que le maximum de la rémunération assurable. Dans ce cas, la définition du taux des prestations utilisée ici est semblable au rapport entre les prestations et le revenu après impôt de l'emploi précédent, rapport qui est présenté comme l'une des cinq possibilités par Atkinson et Micklewright [1985, p. 109-129]. Ces derniers présentent cette variable comme étant une mesure de la suffisance des prestations versées et comme une mesure approximative des incitations. À leur avis, il est possible que les hypothèses de la théorie de la recherche ne tiennent pas suffisamment compte des comportements des chômeurs. Il se peut fort bien que le modèle nécessite plus de renseignements que ceux dont disposent la plupart des personnes qui cherchent un emploi; comme les individus ne peuvent effectuer le genre de calcul de la valeur actuelle requis par le modèle, ils peuvent se fier à de simples règles approximatives pour se guider dans leurs décisions. Il semble que la règle la plus simple soit d'établir un salaire d'acceptation égal au salaire gagné antérieurement. Pour cette raison, Atkinson et Micklewright proposent d'utiliser le rapport entre les prestations et le revenu après impôt de l'emploi antérieur. Le « taux des prestations » n'est pas net d'impôt; toutefois, il peut être considéré en gros comme représentatif d'un rapport de remplacement approximatif au sens où l'entendent Atkinson et Micklewright.

La variation du taux des prestations sera le résultat de changements législatifs apportés au taux des prestations hebdomadaires, plutôt que le résultat d'écarts individuels touchant les gains d'un emploi. Au cours de la période de l'échantillonnage, le taux des prestations a connu plusieurs variations. Selon la loi initiale de 1971, les prestataires sans

personne à charge avaient droit à 66⅔ % de la rémunération assurable antérieure, tandis que les prestataires avec personnes à charge avaient droit à 75 %[17]. En outre, les prestataires touchant moins du tiers du maximum de la rémunération assurable recevaient eux aussi 75 % des gains. Le 4 janvier 1976, on a supprimé le taux des prestations plus élevé pour les prestataires ayant des personnes à charge, et en janvier 1979, le taux des prestations a été réduit à 60 % du maximum de la rémunération assurable, et ce, pour tous les prestataires.

Deux variables de contrôle supplémentaires sont définies pour tenir compte des difficultés éventuelles de mesure. La variable indicateur « au-dessus du maximum » se définit comme étant égale à 0 si le prestataire a un revenu inférieur au maximum de la rémunération assurable pour l'année au cours de laquelle la demande de prestations est présentée, et égale à 1 si le prestataire a un revenu supérieur au maximum de la rémunération assurable. Dans l'échantillon, 79 % des hommes et 59 % des femmes avaient un revenu supérieur au maximum. Le « revenu supplémentaire » est une variable indicateur définie comme étant égale à 1 si l'individu déclare avoir touché un revenu supplémentaire, comme une prime de cessation d'emploi ou des prestations de pension, pendant la période de prestations, ou encore, si le prestataire a bénéficié de prestations de chômage supplémentaires offertes par un employeur; sinon, cette variable est égale à 0. Cette variable est définie de façon à tenir compte des autres sources de revenu pendant la période de prestations.

Les autres variables continues du modèle sont l'âge et l'âge^2 du prestataire, ainsi que le taux de chômage de la région de résidence; ce dernier est inclus comme indicateur de l'état de la demande globale. En outre, l'analyse comprend un indicateur précisant si la demande a fait l'objet d'une décision en vertu de la règle des quatre semaines ou non. Dans l'affirmative, « quatre semaines » a la valeur de 1, sinon, la valeur est 0. On s'attend que les périodes de prestation qui font l'objet d'une décision en vertu de la règle des quatre semaines aient une durée plus courte. La « première demande » est une variable ayant la valeur de 1 s'il s'agit de la première période de prestations pour laquelle l'individu présente une demande, et de 0, dans le cas contraire. Ham et Rea signalent que les durées des périodes de chômage retardées ont un effet très important et très significatif sur la durée d'une période de chômage, que ce soit à cause d'une hétérogénéité non observée ou d'une dépendance de durée retardée au sens où l'entendent Heckman et Borjas [1980]. La variable « première demande » est prise en compte dans l'analyse pour tenir compte de cette possibilité.

Toutes les variables restantes du tableau sont aussi des indicateurs 0 ou 1. La RMR se définit comme étant égale à 1 si la période de presta-

tions a fait l'objet d'une décision dans une région métropolitaine de recensement (RMR), soit un centre urbain dont la population est supérieure à 10 000 habitants, sinon la RMR est de 0. Cette variable est incorporée parce qu'il est possible que des individus qui vivent dans des centres urbains peuvent se voir offrir plus d'un emploi, à un coût fixe inférieur, ce qui entraîne des périodes de chômage plus courtes. Les trimestres 1 à 4 sont des indicateurs du trimestre au cours duquel la demande a été présentée. Les variables restantes concernent les branches d'activité de l'emploi antérieur et la province où la demande a été traitée.

La méthode d'estimation suppose que le risque de base en (5a) et (5b) a une forme fonctionnelle attribuée par la distribution de Weibull, soit que $h_j = \gamma_j t^{\gamma_j - 1}$, pour $j = [1,2]$. Le risque augmente au fil du temps si $\gamma_j > 1$, diminue dans le temps si $\gamma_j < 1$, et est constant si $\gamma_j = 1$. Compte tenu du caractère fragmenté du modèle, on estime que cette forme fonctionnelle est suffisamment souple. En fait, étant donné la dépendance à l'égard de la durée découverte par Ham et Rea, le taux de risque devrait diminuer au cours du premier intervalle de la période de chômage et augmenter au cours du deuxième intervalle. Le choix de t_a en tant que période de cinq semaines avant la fin de l'admissibilité aux prestations est lui aussi motivé par leurs résultats[18]. Les procédures utilisées ne permettent pas de tenir compte de l'hétérogénéité non observée. Ce fait peut risquer de fausser les estimations du paramètre de dispersion et des coefficients paramétriques. Afin d'évaluer la robustesse des résultats, le modèle a en outre été estimé à l'aide du modèle de risque proportionnel de Cox. Il s'agit d'une méthode non paramétrique qui est moins sensible à l'influence de l'hétérogénéité non observée [Cox et Oakes 1984; Kalbfleisch et Prentice 1980].

Le tableau 2 présente les résultats de l'estimation du modèle standard selon l'hypothèse que le risque de base est obtenu par une forme fonctionnelle Weibull. On retrouve au tableau 3, pour le sous-échantillon des hommes, et au tableau 4, pour le sous-échantillon des femmes, les résultats de la procédure d'estimation selon Follman *et al.* là encore, en vertu de l'hypothèse d'un risque Weibull. Enfin, l'appendice contient les résultats de la procédure de risque proportionnel selon Cox.

Le cas de référence dans toutes ces estimations est un prestataire dont la période de chômage commence pendant le premier trimestre de l'année, employé antérieurement dans le secteur manufacturier, résidant en Ontario, et dont les caractéristiques sont représentées en fixant à 0 toutes les autres variables indicateurs. Les résultats présentés au tableau 2 révèlent des écarts importants entre les hommes et les femmes. Plus particulièrement, le coefficient du « taux des prestations » n'est pas significativement différent de 0 dans le cas des hommes; toutefois, il est

Tableau 2

Modèle standard du taux de risque de Weibull : Sous-échantillon des hommes et des femmes

	HOMMES		FEMMES	
	estimation du coefficient	niveau marginal de signification	estimation du coefficient	niveau marginal de signification
Ordonnée à l'origine	−3,01	0,0001	−1,19	0,0133
Âge/10	0,330	0,0001	−0,117	0,0724
(Âge/10)²	−0,0461	0,0001	0,00832	0,3296
Taux des prestations	−0,556	0,2140	−2,43	0,0010
Taux de chômage	−0,0153	0,0001	(−0,0126)	0,0108
Au-dessus du maximum	−0,0226	0,3857	−0,0435	0,1790
Rev. supplémentaire	0,0600	0,2367	0,208	0,0018
Première demande	−0,00175	0,9352	−0,0352	0,2199
Quatre semaines	0,265	0,0001	0,303	0,0010
Personnes à charge	0,0769	0,0001	−0,153	0,0001
Étudiant	0,0849	0,0032	−0,00929	0,8323
RMR	0,0265	0,1580	(−0,0452)	0,1041
2e trimestre	−0,0688	0,0083	0,0234	0,5040
3e trimestre	−0,164	0,0001	−0,0108	0,7581
4e trimestre	−0,0857	0,0001	−0,0280	0,4269
Agr.-Forêt-Pêche	−0,143	0,0001	−0,157	0,0017
Mines	−0,220	0,0001	−0,116	0,0528
Construction	−0,0941	0,0032	−0,582	0,0001
Serv. distribution	−0,259	0,0001	−0,299	0,0001
Autre services	−0,314	0,0001	−0,391	0,0001
Services hors marché	−0,291	0,0001	−0,0626	0,1637
Terre-Neuve	−0,0562	0,2681	−0,213	0,0073
Maritimes	−0,0805	0,0262	−0,115	0,0261
Québec	−0,0645	0,0097	−0,135	0,0002
Manitoba-Saskatchewan	−0,206	0,0001	−0,149	0,0084
Alberta	0,0241	0,5073	−0,130	0,0186
C.-B.	(0,0582)	0,0666	−0,0430	0,3586
γ	0,958	0,00626*	0,897	0,00805*
Log vraisemblance	−29 729		−18 040	
Nombre pér. terminées	15 194		8 354	
Nombre pér. tronquées	5 042		3 960	

* Indique l'erreur-type

( ) Indique que l'estimation n'est pas robuste par rapport à la spécification du modèle. Voir à l'Appendice I les estimations du modèle de risque proportionnel de Cox.

Tableau 3

Modèle partiel du taux de risque de Weibull : Sous-échantillon des hommes

	AVANT FIN DE L'ADMISSIBILITÉ		FIN DE L'ADMISSIBILITÉ	
	estimation du coefficient	niveau marginal de signification	estimation du coefficient	niveau marginal de signification
Ordonnée à l'origine	−2,94	0,0001	−3,91	0,0004
Âge/10	0,352	0,0001	−0,108	0,5142
(Âge/10)²	−0,0490	0,0001	0,00926	0,6601
Taux des prestations	−0,699	0,1266	1,45	0,3739
Taux de chômage	−0,0162	0,0001	0,00661	0,5865
Au-dessus du maximum	−0,0237	0,3744	−0,0105	0,9106
Rev. supplémentaire	0,0542	0,2958	0,180	0,3327
Première demande	0,00350	0,8738	−0,0904	0,2689
Quatre semaines	0,272	0,0001	0,109	0,3058
Personnes à charge	0,0821	0,0001	−0,0258	0,7362
Étudiant	0,0809	0,0061	0,108	0,3127
RMR	0,0260	0,1754	0,0260	0,7127
2e trimestre	−0,0711	0,0073	0,00302	0,9781
3e trimestre	−0,189	0,0001	0,287	0,0026
4e trimestre	−0,0997	0,0001	0,250	0,0055
Agr.-Forêt-Pêche	−0,153	0,0001	0,0886	0,4775
Mines	−0,228	0,0001	−0,0129	0,9323
Construction	−0,0947	0,0035	−0,0651	0,6331
Serv. distribution	−0,262	0,0001	−0,136	0,3045
Autres services	−0,333	0,0001	0,0423	0,7381
Services hors marché	−0,294	0,0001	−0,169	0,2541
Terre-Neuve	(−0,0703)	0,1765	0,185	0,3147
Maritimes	−0,0905	0,0143	0,137	0,3075
Québec	−0,0670	0,0084	0,0208	0,8280
Manitoba-Saskatchewan	−0,220	0,0001	0,0726	0,5979
Alberta	0,0244	0,5106	0,0174	0,9076
C.-B.	(0,0601)	0,0634	0,00374	0,9763
γ	0,956	0,00642*	1,28	0,0494*
Log vraisemblance	−29 413		−2 069	
Nombre pér. terminées	14 607		587	
Nombre pér. tronquées	5 629		3 162	

* Indique l'erreur-type

( ) Indique que l'estimation n'est pas robuste par rapport à la spécification du modèle. Voir à l'Appendice 1 les estimations du modèle de risque proportionnel de Cox.

Tableau 4

Modèle standard du taux de risque de Weibull : Sous-échantillon des femmes

	AVANT LA FIN DE L'ADMISSIBILITÉ		FIN DE L'ADMISSIBILITÉ	
	estimation du coefficient	niveau marginal de signification	estimation du coefficient	niveau marginal de signification
Ordonnée à l'origine	−0,953	0,0545	−4,51	0,0030
Âge/10	(−0,109)	0,1010	−0,233	0,3192
(Âge/10)²	0,00785	0,3684	0,0165	0,5971
Taux des prestations	−2,84	0,0002	3,10	0,1696
Taux de chômage	(−0,0135)	0,0079	0,00665	0,6922
Au-dessus du maximum	−0,0426	0,1984	−0,0332	0,7652
Rev. supplémentaire	0,219	0,0012	−0,160	0,6048
Première demande	−0,0339	0,2490	−0,0259	0,7894
Quatre semaines	0,321	0,0010	0,0306	0,8288
Personnes à charge	−0,152	0,0001	0,128	0,2989
Étudiant	−0,0320	0,4797	0,291	0,0257
RMR	−0,0365	0,1993	−0,165	0,0902
2e trimestre	0,0222	0,5339	0,0206	0,8770
3e trimestre	−0,0306	0,3959	0,297	0,0155
4e trimestre	−0,0394	0,2747	0,179	0,1513
Agr.-Fôret-Pêche	−0,160	0,0019	−0,0564	0,7385
Mines	−0,110	0,0741	−0,126	0,5177
Construction	−0,559	0,0001	−0,970	0,0920
Serv. distribution	−0,293	0,0001	−0,310	0,0802
Autres services	−0,398	0,0001	−0,191	0,2123
Services hors marché	−0,0524	0,2538	−0,261	0,1299
Terre-Neuve	−0,212	0,0093	−0,194	0,4579
Maritimes	−0,127	0,0175	0,0502	0,7655
Québec	−0,131	0,0004	−0,172	0,1775
Manitoba-Saskatchewan	−0,169	0,0040	0,173	0,3340
Alberta	−0,130	0,0208	−0,0874	0,6730
C.-B.	−0,0418	0,3833	−0,0518	0,7511
γ	0,895	0,00826*	1,26	0,0623*
Log vraisemblance	−17 759		−1 340	
Nombre pér. terminées	8 000		354	
Nombre pér. tronquées	4 314		2 626	

* Indique l'erreur-type

( ) Indique que l'estimation n'est pas robuste par rapport à la spécification du modèle. Voir à l'Appendice 1 les estimations du modèle de risque proportionnel de Cox.

important et significatif chez les femmes. Il s'agit d'un résultat important qui semble indiquer que l'influence des changements de ces paramètres sur le comportement du secteur de la main-d'œuvre s'exerce exclusivement sur les femmes. Les tentatives de l'État pour réduire les coûts des programmes et améliorer l'efficience du marché du travail en réduisant le taux des prestations ont eu des conséquences qui varient selon le sexe. Les femmes ont plus de chances de trouver plus rapidement un emploi à plein temps; toutefois, un taux de prestations plus faible ne modifiera pas les incitations poussant les hommes à faire de même. Cette diminution ne fait que réduire la suffisance du soutien de revenu qu'ils reçoivent. Même si cette conclusion doit être tempérée par les problèmes de mesure reliés à cette variable, il est intéressant de noter que le coefficient de la variable « au-dessus du maximum » n'est pas différent de 0 de façon significative. Cette situation implique que, dans le cas des prestataires qui gagnent plus que le maximum de la rémunération assurable, la durée des périodes de chômage n'est pas significativement différente de celle des prestataires qui gagnent moins que le maximum et, par conséquent, que les problèmes de mesure peuvent être moins graves qu'on pourrait le croire. La présence d'un revenu supplémentaire n'influe pas sur le comportement des hommes; toutefois, il influe sur celui des femmes. Les périodes de chômage sont plus courtes chez les femmes qui ont un revenu supplémentaire que chez celles qui n'en ont pas, résultat qui va à l'encontre de l'intuition du modèle de recherche sur le chômage.

Les données des tableaux 3 et 4 confirment ces résultats pour le premier intervalle d'une période de chômage, mais non pour la période de la fin imminente de l'admissibilité. Lorsqu'on laisse varier les valeurs du paramètre, au fur et à mesure qu'approche la fin de l'admissibilité aux prestations, la valeur du coefficient du taux des prestations chez les femmes devient plus grande et plus significative pendant le premier intervalle de la période de chômage. Toutefois, dans les cinq semaines qui précèdent la fin de l'admissibilité aux prestations, cette variable ne s'écarte pas de 0 de façon significative. En fait, lorsque la fin de l'admissibilité aux prestations approche, la plupart des coefficients deviennent non significatifs. L'estimation de γ passe de plus petit que un à plus grand que un, ce qui indique que le taux de risque a cessé son déclin et remonte. Cette évolution laisse supposer une plus forte intensité de la recherche d'un emploi; toutefois, l'ordonnée à l'origine du taux de risque présente elle aussi une diminution, ce qui révèle qu'à moins de cinq semaines de la fin de l'admissibilité aux prestations, il est probable que le prestataire, malgré une recherche d'emploi plus intensive, ne trouvera pas un nouvel emploi à plein temps.

Il n'y a que deux coefficients autres que l'ordonnée à l'origine qui conservent leur signification dans le sous- échantillon des hommes, soit deux

des indicateurs saisonniers des 3^{e} et 4^{e} trimestres. Chez les femmes, cinq coefficients sont significatifs, outre l'ordonnée à l'origine. Le statut d'étudiant d'un individu n'a pas d'effet sur la durée d'une période de chômage pendant les premières étapes de celle-ci; toutefois, au fur et à mesure qu'approche la fin de l'admissibilité aux prestations, les étudiants parmi ces personnes ont plus de chances de trouver un nouvel emploi à plein temps. Que cette personne soit résidente d'une région métropolitaine de recensement ou non n'a pas d'effet sur le comportement de cette personne pendant la première partie d'une période de chômage; toutefois, au fur et à mesure qu'approche la fin de l'admissibilité aux prestations, ceux qui ne sont pas résidents d'une RMR ont plus de chances de trouver un nouvel emploi. Cette évolution est contraire aux attentes énoncées plus tôt. Ces résultats pourraient donner à penser que l'on retrouve une plus forte composante volontaire dans le chômage de ces deux groupes de femmes. Enfin, les femmes qui étaient employées dans les branches d'activité de la construction et des services de distribution avaient moins de chances de trouver un nouvel emploi que celles qui étaient employées dans le secteur manufacturier; en outre, cet écart s'élargit encore plus au cours des cinq semaines qui précèdent la fin de l'admissibilité aux prestations.

Les résultats des premières colonnes des tableaux 3 et 4 font ressortir les écarts entre les hommes et les femmes au cours du premier intervalle d'une période de chômage. L'âge influe sur la durée des périodes de chômage, et ce, d'une façon différente selon le sexe. Au fur et à mesure que les hommes prennent de l'âge, de brèves qu'elles étaient, les durées des périodes de chômage deviennent plus longues. Elles atteignent leur minimum aux alentours de 36 ans. Chez les femmes, l'influence de l'âge n'est pas déterminée avec précision. Il semble y avoir une relation linéaire entre l'âge et la durée des périodes de prestations; toutefois, cette relation est à peine significative au niveau de confiance de 10 % et elle est encore moins significative dans le modèle de Cox. Les durées des périodes de chômage et les taux régionaux de chômage sont reliés de façon positive dans le cas des deux sexes; toutefois, chez les femmes, la relation n'est pas robuste entre les modèles de Weibull et de Cox. La demande globale a un effet significatif sur la durée des périodes de chômage chez les hommes; toutefois, son influence sur la durée des périodes de chômage chez les femmes est douteuse. La présence de personnes à charge raccourcit les périodes de chômage chez les hommes, mais rallongent ces périodes chez les femmes. Chez les hommes, les étudiants ont des périodes de chômage plus courtes que les autres hommes, toutefois, cette distinction n'existe pas entre les étudiantes et les autres femmes. Enfin, une variation saisonnière significative est manifeste dans la durée des périodes de chômage chez les hommes, mais non dans le cas des femmes.

Tableau 5

Estimation de la durée moyenne des périodes de chômage (en semaines) : diverses caractéristiques personnelles et caractéristiques de programme

	HOMMES			FEMMES		
	Avant.	Moyenne	Désavant.	Avant.	Moyenne	Désavant.
Moyenne des caractéristiques *de l'échantillon*						
	8,58	15,35	39,70	12,12	19,86	37,96
Taux des prestations						
0,60				11,45	18,77	35,86
0,65				13,19	21,63	41,33
0,70				15,21	24,93	47,64
0,75				17,52	28,73	54,91
Taux de chômage						
4,0	8,58	13,97	30,64			
8,0	9,15	14,90	32,69			
12,0	9,76	15,90	34,88			
16,0	10,42	16,96	37,21			
20,0	11,12	18,10	39,70			
Âge						
20	9,71	17,28	33,83			
30	8,73	15,52	30,40			
40	8,65	15,39	30,13			
50	9,45	16,82	32,93			
60	11,40	20,28	39,70			

Avant. désigne un prestataire « avantagé ».

Les variables indicateurs prennent des valeurs qui réduisent la durée de la période de chômage, tandis que les variables continues prennent les valeurs suivantes : taux des prestations, 0,62; taux de chômage, 4; âge, 36.

Désavant. désigne un prestataire « désavantagé ».

Les variables indicateurs prennent des valeurs qui accroissent la durée de la période de chômage, tandis que les variables continues continues prennent les valeurs suivantes : taux des prestations, 0,62; taux de chômage, 20; âge, 60.

Moyenne désigne un prestataire « moyen ».

Les variables indicateurs prennent les valeurs fournies par les proportions de l'échantillon, les variables continues sont les moyennes de l'échantillon.

Tous les calculs supposent que les demandes de prestations ne font pas l'objet d'une décision en vertu de la règle des quatre semaines; ils utilisent seulement les coefficients provenant des tableaux 3 et 4 dont les niveaux de signification marginale sont inférieurs à 10 %. Le coefficient du taux de chômage des calculs relatifs aux femmes est fixé à zéro.

Le tableau 5 résume les principaux résultats touchant les estimations de la durée moyenne des périodes de chômage que laissent prévoir les modèles des tableaux 3 et 4 dans le cas des personnes dont l'admissibilité aux prestations n'est pas terminée. Les moyennes sont calculées à l'aide de la fonction de survie de Weibull[19]. On définit une personne « avantagée » ou « désavantagée » en fixant les variables indicateurs qui se révèlent significatives au niveau de confiance de 10 % à l'égard des valeurs qui impliquent, respectivement, une durée plus courte et plus longue des périodes de chômage. On définit une personne « moyenne » en fixant ces caractéristiques à la valeur des proportions de l'échantillon. Les variables continues sont modifiées en fonction des valeurs attribuées dans le tableau ou fixées aux extrêmes de ces valeurs pour représenter une personne « avantagée » et « désavantagée » lorsqu'elles ne sont pas directement examinées, sauf dans le cas du taux des prestations, qui est fixé à la moyenne de l'échantillon, soit 0,62, pour les catégories des personnes avantagées et désavantagées, et dans le cas du coefficient du taux de chômage du sous-échantillon des femmes, qui est fixé à 0.

Un homme « moyen » connaîtra 15,35 semaines de chômage avant de trouver un nouvel emploi à plein temps. Il s'agit essentiellement du même chiffre que Ham et Rea [1987, tableau 4] ont estimé dans leur spécification préférée. Par contre, une femme « moyenne » a une période de chômage qui est plus longue d'environ un mois, soit 19,86 semaines. Il y a un écart marqué entre les membres « avantagés » et « désavantagés » de chaque sexe; toutefois, les hommes « désavantagés » subissent des périodes de chômage qui sont de fait plus longues que celles des femmes « désavantagées », soit 39,7 semaines par rapport à 37,96 semaines. Chaque augmentation de 4 % du taux de chômage régional entraîne une augmentation d'environ une semaine dans la durée des périodes de chômage chez les hommes moyens[20]; par ailleurs, chaque augmentation de 5 points du taux des prestations accroît d'environ 3 semaines la durée des périodes de chômage de la femme moyenne.

Conclusion

Dans le présent document, nous avons utilisé des données administratives canadiennes pour examiner la durée du temps qu'il faut aux prestataires de l'assurance-chômage pour trouver un nouvel emploi à plein temps. L'analyse a été effectuée selon le sexe. La méthodologie employée s'inspire des travaux de recherche antérieurs dans ce domaine en permettant de faire varier les estimations de la fonction de risque pendant la durée de la période de chômage : un ensemble d'estimations paramétriques lié à un intervalle préalable à la fin de l'admissibilité aux prestations d'une période de chômage, auquel s'ajoute un autre ensemble qui précède immédiatement la fin de l'admissibilité aux prestations.

Les résultats font ressortir des écarts importants selon le sexe. La femme « moyenne » qui touche des prestations d'assurance-chômage en reçoit pendant près de 20 semaines avant de trouver un emploi à plein temps, tandis que l'homme « moyen » passe un peu plus de 15 semaines dans cette situation. De plus, le sexe a un effet sur les caractéristiques personnelles et les caractéristiques de programme. La découverte la plus remarquable est le résultat que le taux des prestations a un effet très marqué et significatif sur la durée des périodes de chômage chez les femmes, mais aucun effet mesurable chez les hommes. Une augmentation de 5 points du taux des prestations, de 60 à 65 par exemple, augmenterait de près de trois semaines la durée de la réception des prestations chez les femmes. Par contre, l'état de la demande globale, mesurée par le taux de chômage régional, est un déterminant important de la durée des périodes de chômage chez les hommes, mais non chez les femmes. Une hausse de 4 points du taux de chômage entraîne une augmentation d'environ une semaine de la durée de réception des prestations. Dans le sous-échantillon des femmes, l'influence de la demande globale sur la durée des périodes de chômage ne s'est pas révélée robuste par rapport à la spécification du modèle. Ces résultats portent à croire qu'il y a, dans la durée des périodes de chômage chez les femmes, une composante volontaire beaucoup plus importante que chez les hommes. En outre, on retrouve une foule d'autres différences dans la façon dont les caractéristiques personnelles influent sur la durée des périodes de chômage des deux sexes.

En outre, on a découvert que lorsque la fin de l'admissibilité aux prestations approche, la signification du modèle disparaît. À moins de cinq semaines de la fin de l'admissibilité aux prestations, les hommes et les femmes ont un comportement beaucoup plus semblable. Sauf le cas des étudiantes et des femmes qui vivent à l'extérieur des régions métropolitaines de recensement, aucune autre caractéristique personnelle ou caractéristique de programme ne donne lieu à des taux plus élevés d'obtention d'un emploi. Le taux de risque connaît d'abord un déclin pendant la durée de la période de chômage; puis, il remonte à mesure que la fin de l'admissibilité aux prestations approche. Cette évolution laisse supposer chez les personnes une tendance à chercher un emploi de façon plus intensive ou à accepter plus volontiers les offres d'emploi reçues. Toutefois, cette influence n'est pas grande. Si une personne touche des prestations jusqu'à quatre semaines de la fin de l'admissibilité aux prestations, elle risque de continuer à en recevoir jusqu'à la fin de l'admissibilité aux prestations; on ne voit aucune configuration de circonstances qui pourraient améliorer la probabilité de trouver un emploi. Cette conclusion semble indiquer qu'il peut y avoir une forte composante involontaire reliée à la fin de l'admissibilité aux prestations qui concerne moins l'état de la demande globale que des facteurs structuraux plus généraux.

Ces résultats soulèvent certaines énigmes concernant la conception optimale du régime d'assurance-chômage. Il est probable qu'une diminution du taux des prestations améliorerait l'incitation pour les femmes à trouver un nouvel emploi à plein temps; par ailleurs, elle ne servirait qu'à réduire la suffisance du soutien de revenu reçu par les hommes, sans modifier les incitations au travail pour ces derniers. De plus, même si la diminution de la durée des prestations possibles n'influerait vraisemblablement pas sur les incitations ou sur le soutien de revenu d'une forte majorité des bénéficiaires, cette mesure aurait des répercussions importantes sur le soutien de revenu d'une minorité de personnes qui deviennent inadmissibles aux prestations. Aucune caractéristique personnelle ou caractéristique de programme ne semble influer sur la capacité des prestataires qui ne sont plus admissibles aux prestations de trouver un nouvel emploi à plein temps. Afin d'accroître leurs chances d'obtention d'un nouvel emploi, il ne faut pas se limiter à improviser les incitations offertes à ces personnes.

APPENDICE A

Tableau A-1

Modèle du taux de risque proprotionnel de Cox :
Sous-échantillon des hommes et des femmes

	HOMMES		FEMMES	
	estimation du coefficient	niveau marginal de signification	estimation du coefficient	niveau marginal de signification
Âge/10	−0,295	0,0000	−0,0970	0,0952
(Âge/10)²	−0,0410	0,0000	0,00705	0,3563
Taux des prestations	−0,392	0,3605	−2,00	0,0025
Taux de chômage	−0,0111	0,0003	−0,00706	0,1113
Au-dessus du maximum	−0,0115	0,6475	−0,0356	0,2197
Rev. supplémentaire	0,0455	0,3485	0,167	0,0052
Première demande	0,00849	0,6817	−0,0191	0,4592
Quatre semaines	0,225	0,0000	0,243	0,0000
Personnes à charge	0,0623	0,0006	−0,145	0,0000
Étudiant	0,0689	0,0124	−0,0197	0,6166
RMR	0,0237	0,1870	−0,0349	0,1617
2e trimestre	−0,0590	0,0180	0,0107	0,7334
3e trimestre	−0,151	0,0000	−0,0139	0,6590
4e trimestre	−0,0851	0,0000	−0,0329	0,2971
Agr.-Fôret-Pêche	−0,134	0,0000	−0,139	0,0019
Mines	−0,200	0,0000	−0,103	0,0548
Construction	−0,0948	0,0019	−0,497	0,0000
Serv. distribution	−0,234	0,0000	−0,254	0,0000
Autres services	−0,282	0,0000	−0,329	0,0000
Services hors marché	−0,265	0,0000	−0,0603	0,1349
Terre-Neuve	−0,0709	0,1447	−0,194	0,0066
Maritimes	−0,0847	0,0145	−0,0993	0,0329
Québec	−0,0596	0,0124	−0,109	0,0007
Manitoba-Saskatchewan	−0,186	0,0000	−0,118	0,0207
Alberta	0,0160	0,6462	−0,100	0,0427
C.-B.	0,0425	0,1621	−0,0354	0,3996
Nombre pér. terminées	15 194		8 354	
Nombre pér. tronquées	5 042		3 960	

Tableau A-2

Modèle partiel du taux de risque proportionnel selon Cox : Sous-échantillon des hommes

	AVANT LA FIN DE L'ADMISSIBILITÉ		FIN DE L'ADMISSIBILITÉ	
	estimation du coefficient	niveau marginal de signification	estimation du coefficient	niveau marginal de signification
Âge/10	−0,316	0,0000	−0,137	0,5172
$(\text{Age}/10)^2$	−0,0436	0,0000	0,0120	0,6569
Taux des prestations	−0,517	0,2384	1,86	0,3750
Taux de chômage	−0,0115	0,0002	0,00832	0,5939
Au-dessus du maximum	−0,0111	0,6637	−0,0125	0,9171
Rev. supplémentaire	0,0394	0,4271	0,221	0,3542
Première demande	0,0145	0,4911	−0,112	0,2854
Quatre semaines	0,230	0,0000	0,134	0,3267
Personnes à charge	0,0669	0,0003	−0,0340	0,7292
Étudiant	0,0638	0,0234	0,134	0,3318
RMR	0,0230	0,2103	0,0336	0,7110
2e trimestre	−0,0608	0,0165	0,00835	0,9528
3e trimestre	−0,175	0,0000	0,359	0,0032
4e trimestre	−0,0984	0,0000	0,316	0,0060
Agr.-Forêt-Pêche	−0,143	0,0000	0,109	0,4976
Mines	−0,206	0,0000	−0,0152	0,9377
Construction	−0,0963	0,0019	−0,0813	0,6423
Serv. distribution	−0,236	0,0000	−0,169	0,3181
Autres services	−0,299	0,0000	0,0531	0,7441
Services hors marché	−0,267	0,0000	−0,210	0,2707
Terre-Neuve	−0,0857	0,0847	0,229	0,3321
Maritimes	−0,0948	0,0074	0,174	0,3139
Québec	−0,0616	0,0112	0,0250	0,8386
Manitoba-Saskatchewan	−0,198	0,0000	0,0861	0,6261
Alberta	0,0162	0,6475	0,0245	0,8988
C.-B.	0,0433	0,1613	0,00483	0,9761
Nombre pér. terminées	14 607		587	
Nombre pér. tronquées	5 629		3 162	

Tableau A-3

Modèle partiel du taux de risque proprotionnel de Cox : Sous-échantillon des femmes

	AVANT FIN DE L'ADMISSIBILITÉ		FIN DE L'ADMISSIBILITÉ	
	estimation du coefficient	niveau marginal de signification	estimation du coefficient	niveau marginal de signification
Âge/10	– 0,0904	0,1281	– 0,289	0,3278
(Âge/10)^2	0,00669	0,3914	0,0204	0,6037
Taux des prestations	-2,37	0,0005	3,89	0,1714
Taux de chômage	-0,00724	0,1100	0,00825	0,6971
Au-dessus du maximum	-0,0342	0,2497	-0,0437	0,7554
Rev. supplémentaire	0,175	0,0037	-0,194	0,6192
Première demande	-0,0162	0,5380	-0,0355	0,7726
Quatre semaines	0,257	0,0000	0,0356	0,8424
Personnes à charge	-0,144	0,0000	-0,164	0,2886
Étudiant	-0,0407	0,3153	0,355	0,0305
RMR	-0,0265	0,2976	-0,205	0,0939
2^e trimestre	0,00835	0,7943	0,0281	0,8675
3^e trimestre	-0,0319	0,3224	0,3688	0,0166
4^e trimestre	-0,0440	0,1729	0,223	0,1579
Agr.-Forêt-Pêche	-0,141	0,0021	-0,0714	0,7377
Mines	-0,0972	0,0785	-0,1542	0,5291
Construction	-0,474	0,0000	-1,20	0,0981
Serv. distribution	-0,247	0,0000	-0,384	0,0850
Autres services	-0,334	0,0000	0,234	0,2238
Services hors marché	-0,0511	0,2130	-0,321	0,1398
Terre-Neuve	-0,194	0,0081	0,244	0,4602
Maritimes	-0,109	0,0229	0,0590	0,7810
Québec	-0,104	0,0016	-0,214	0,1844
Manitoba-Saskatchewan	-0,133	0,0112	0,215	0,3410
Alberta	-0,0991	0,0488	-0,109	0,6776
C.-B.	-0,338	0,4306	-0,0679	0,7420
Nombre pér. terminées	8 000		354	
Nombre pér. tronquées	4 314		2 626	

Notes

1 Le passage des hypothèses fondées sur le comportement individuel aux conséquences sur le taux de chômage global n'est pas aussi direct qu'il le semble. En particulier, même si la générosité accrue du programme modifie le comportement individuel en rendant, par exemple, les prestataires d'assurance-chômage moins désireux d'accepter une offre d'emploi, elle n'entraînera pas une hausse du taux de chômage global s'il y a une offre excédentaire générale de main-d'œuvre. Si un prestataire refuse d'accepter un emploi, cela implique qu'un non-prestataire peut accepter l'offre d'emploi. Dans ce cas, le régime d'assurance-chômage influera sur les chômeurs, mais non sur le taux de chômage global. Atkinson et Micklewright ont insisté sur ce point, tout comme Bergmann [1990] ainsi que Beach et Kaliski [1983].

2 Parmi les études récentes réalisées aux États-Unis figurent Baldwin Grossman [1989], Katz et Meyer [1990a, 1990b], Moffitt [1985] ainsi que Moffitt et Nicholson [1982]. Atkinson et Micklewright passent en revue une grande partie de la littérature britannique, notamment les travaux précurseurs de Lancaster [1979], Lancaster et Nickell [1980] ainsi que Nickell [1979].

3 Atkinson et Micklewright [1985], p. 118-122) exposent d'une façon minutieuse et claire la théorie de la recherche telle qu'elle est utilisée dans les études sur la durée des périodes de chômage.

4 La justification de ce choix est exposée dans la section suivante.

5 En fait, cette formulation n'oblige aucunement à maintenir uniforme pendant les deux intervalles le vecteur des covariables, **X**.

6 Les données sont décrites dans Emploi et Immigration Canada [1990], tandis que le fonctionnement du programme et son développement institutionnel jusqu'à 1980 sont décrits par Dingledine [1981].

7 Outre le fait que l'analyse se limite aux demandes ordinaires autres que de perfectionnement, les demandes devaient provenir de l'une des dix provinces (les demandes provenant du Yukon, des Territoires du Nord-Ouest et de l'extérieur du Canada n'étaient pas prises en compte) et ne devaient pas contenir des données manquantes ou mal codées. Cette dernière restriction a entraîné l'exclusion d'un petit nombre de demandes dont les données sur l'âge ou le sexe étaient mal indiquées, et de demandes pour lesquelles il était impossible de calculer une période maximale d'admissibilité aux prestations.

8 Même si la protection accordée par le programme canadien est extrêmement large, d'importantes catégories de personnes sont toujours exclues, notamment les travailleurs autonomes et les personnes qui entrent pour la première fois sur le marché du travail. De plus, pour figurer dans l'échantillon, l'individu doit avoir présenté une demande de prestations d'assurance-chômage. Les personnes qui connaissent une période de chômage après la perte d'un emploi, qui sont admissibles aux prestations mais qui n'en font pas la demande, sont exclues de l'ensemble de données. Pour ces deux raisons, les données ne doivent pas être considérées comme un échantillon tiré au hasard de l'ensemble de la population active. Cette réserve s'applique à la plupart des études qui sont fondées sur des données administratives.

9 Portugal et Addison soulignent que de nombreuses études excluent ces personnes de l'analyse, ce qui implique que les données seront tronquées à partir de la gauche. Ils estiment que, dans leur ensemble de données, cette procédure entraîne de très fortes surestimations de la durée moyenne des périodes de chômage ainsi qu'une surestimation pouvant aller jusqu'à 50 % de l'influence du taux des prestations sur la durée de la période de chômage.

10 Certaines périodes de chômage qui ont commencé en 1989 et en 1990 sont aussi considérées comme tronquées, car la fin de la période de l'échantillonnage ne permettait pas de les suivre jusqu'à la fin.

11 En moyenne, moins de 1 % du temps d'une période d'admissibilité est passé à recevoir des prestations entières et des gains tandis que, en moyenne, environ 5 % du temps est passé à recevoir des prestations partielles et des gains. La durée moyenne des *périodes de prestations* est de 32,5 semaines. De plus, 91 % des prestataires ne déclarent jamais la réception de prestations entières et de gains, et 8 % déclarent avoir été dans cette situation pendant 5 semaines ou moins. Cinquante-six pour cent des prestataires déclarent ne jamais toucher des prestations partielles à cause de leurs gains, tandis que 36 % déclarent avoir été dans cette situation pendant 5 semaines ou moins.

12 Ce genre de comportement justifie en partie le fait que Ham et Rea obtiennent 1 058 périodes de chômage à partir d'observations sur 282 personnes.

13 Ce genre de comportement est plus fréquent. Cinquante-deux pour cent des prestataires ne déclarent pas de semaines sans prestations attribuables à leurs gains, 27,4 % déclarent avoir été dans une telle situation pendant 5 semaines ou moins, tandis que 21 % déclarent l'avoir été pendant plus de 5 semaines (Corak [1990], tableau 2). Les prestataires exerceront leur choix de recevoir les prestations restantes au lieu de faire une nouvelle demande, car ils n'ont pas de délai de carence.

14 Emploi et Immigration Canada [1981, tableau 25] fait état aussi de chiffres semblables pour ce qui est du nombre moyen de semaines de prestations versées par demande. Son analyse est restreinte aux années 1973 à 1979. EIC signale, chez les hommes, une moyenne qui varie d'un minimum de 15,9 semaines en 1975, à un maximum de 20,3 semaines en 1979. Chez les femmes, les moyennes varient de 17,9 semaines en 1974, à 23,7 semaines en 1979.

15 Le fait que ces auteurs semblent exclure toute période d'admissibilité qui ne dure pas plus longtemps que le délai de carence semble indiquer que l'échantillon est tronqué à gauche, donc, que la durée moyenne des périodes de chômage est plus longue.

16 Le maximum de la rémunération assurable est fixé annuellement selon une moyenne mobile des gains annuels moyens de la population active.

17 Les prestations hebdomadaires maximales dans le cas des prestataires avec personnes à charge ne pouvaient dépasser les deux tiers du maximum de la rémunération assurable.

18 En particulier selon le modèle de la dépendance à l'égard de la durée qui est décrit dans leurs figures 1 et 2. La figure 1 indique un taux de risque en déclin qui connaît une remontée subite environ quatre semaines avant le maximum des prestations possibles. Il découle de l'hypothèse selon laquelle l'admissibilité aux prestations ne change pas pendant une période de chômage. La figure 2 présente des résultats qui atténuent cette hypothèse et révèlent une série de « pointes ». Le comportement de la fonction étape de cette figure a eu un effet marquant sur le choix de t_a. Pendant des périodes de chômage qui durent de 20 à 40 semaines, cette fonction monte graduellement sur quatre semaines successives, puis elle baisse et remonte à nouveau. En outre, environ quatre semaines avant le maximum de l'admissibilité aux prestations, le taux de risque connaît une forte hausse.

19 La moyenne de la distribution de Weibull est le percentile 63,2 de la distribution.

20. Là encore, ces résultats se rapprochent de ceux que signalent Ham et Rea.

Liste des tableaux

1 Statistiques sommaires

2 Modèle standard du taux de risque de Weibull : sous-échantillon des hommes et des femmes

3 Modèle partiel du taux de risque de Weibull : sous-échantillon des hommes

4 Modèle partiel du taux de hasard Weibull : sous-échantillon des femmes

5 Estimation de la durée moyenne des périodes de chômage : diverses caractéristiques personnelles et caractéristiques de programme

A-1 Modèle du taux de risque proportionnel de Cox : sous-échantillon des hommes et des femmes

A-2 Modèle partiel du taux de risque proportionnel selon Cox : sous-échantillon des hommes

A-3 Modèle partiel du taux de risque proportionnel de Cox : sous-échantillon des femmes

Bibliographie

Atkinson, A. B. et John Micklewright [1985], *Unemployment Benefits and Unemployment Duration: A Study of Men in the United Kingdom in the 1970s*, Londres, Suntory-Toyota International Centre for Economics and Related Disciplines, The London School of Economics and Political Science.

Baldwin Grossman, Jean [1989], « The Work Disincentive Effect of Extended Unemployment Compensation: Recent Evidence », *Review of Economics and Statistics*, p. 159-164.

Beach, C.M. et S. F. Kaliski [1983], « The Impact of the 1979 Unemployment Insurance Amendments », *Analyse de politiques*, vol. IX, n° 2, p. 164-173.

Bergmann, Barbara R. [1990], « Micro-to-Macro Simulations: A Primer with a Labor Market Example », *Journal of Economic Perspectives*, vol. IV, n° 1, p. 99-116.

Commission d'enquête sur l'assurance-chômage [1986], *Rapport*, Ottawa, Approvisionnements et Services Canada.

Corak, Miles [1990], « Employment, Unemployment, and Government Payments to the Unemployed: II, Making Unemployment Insurance more Active », Conseil économique du Canada, non publié.

Cox, D.R. et David Oakes [1984], *Analysis of Survival Data*, Londres, Chapman and Hall.

Dingledine, Gary [1981], *Exposé chronologique — L'évolution de l'assurance-chômage de 1940 à 1980*, Ottawa, ministre des Approvisionnements et Services.

Emploi et Immigration Canada [1990], « Profil vectoriel, rapport n° 4 », 6e édition, Ottawa, Direction générale de la planification, Division de l'exploitation des données.

_____ [1989], « Le nouveau mode d'emploi — Énoncé de politique », Ottawa, Politique stratégique et planification.

_____ [1981], « Un profil statistique des prestataires de l'assurance-chômage », Ottawa, Groupe d'étude de l'évolution du marché du travail, étude technique n° 5.

Follman, Dean A., Matthew S. Goldbergmilb et Laurie May [1990], « Personal Characteristics, Unemployment Insurance, and the Duration of Unemployment », *Journal of Econometrics*, p. 351-366.

Glenday, Graham et Glenn P. Jenkins [1981a], « The Unemployment Experience of Individuals », Ottawa, Groupe d'étude de l'évolution du marché du travail, étude technique n° 14.

_____ [1981b], « Patterns of Duration of Employment and Unemployment », Ottawa, Groupe d'étude de l'évolution du marché du travail, étude technique n° 12.

Grubel, H. G., D. Maki et S. Sax [1975], « Real and Insurance-Induced Unemployment in Canada », *Revue canadienne d'économique*, vol. VIII, p. 174-191.

Green, C. et J. M. Cousineau [1976], *Chômage et programmes d'assurance-chômage*, Ottawa, Conseil économique du Canada.

Ham, John C. et Samuel A. Rea Jr. [1987], « Unemployment Insurance and Male Unemployment Duration in Canada », *Journal of Labor Economics*, vol. V, n° 3, p. 325-353.

_____ [1986], « Unemployment Insurance and Male Unemployment Duration in Canada », Université de Toronto, Department of Economics and Institute for Policy Analysis, document de travail n° 8614.

Heckman, James J. et George J. Borjas [1980], « Does Unemployment Cause Future Unemployment? Definitions, Questions and Answers from a Continuous Time Model of Heterogeneity and State Dependence », *Economica*, vol. XLVII, p. 247-283.

Kalbfleisch, John et Ross Prentice [1980], *The Statistical Analysis of Failure Time Data*, New York, Wiley.

Kaliski, S. F. [1976], « Unemployment and unemployment insurance: Testing Some Corollaries », *Revue canadienne d'économique*, vol. IX, n° 4, p. 705-712.

Katz, Lawrence F. et Bruce D. Meyer [1990a], « Unemployment Insurance, Recall Expectations, and Unemployment Outcomes », *Quarterly Journal of Economics*, vol. CV, n° 4, p. 974-1002.

_____ [1990b], « The Impact of the Potential Duration of Unemployment Benefits on the Duration of Unemployment », *Journal of Public Economics*, vol. XLI, p. 45-72.

Keil, M. W. et J. S. V. Symons [1990], « An Analysis of Canadian Unemployment », *Analyse de politiques*, vol. XVI, n° 1, p. 1-16.

Lancaster, T. [1979], « Econometric Methods for the Duration of Unemployment », *Econometrica*, vol. XlVII, n° 4, p. 939-956.

Lancaster, T. et S. J. Nickell [1980], « The Analysis of Re-Employment Probabilities for the Unemployed », *Journal of the Royal Statistical Society*, Series A, vol. CXLIII, partie 2, p. 141-165.

Lazar, F. [1978], « The Impact of the 1971 Unemployment Insurance Revisions on Unemployment Rates: Another Look », *Revue canadienne d'économique*, vol. XI, n° 3, p. 559-569.

Milbourne, R. D., D. D. Purvis et W. D. Scoones [1989], « Unemployment Insurance and Unemployment Dynamics », Queen's University, Institute for Economic Research, document de discussion n° 750.

Moorthy, Vivek [1989-90], « Unemployment in Canada and the United States: The Role of Unemployment Insurance Benefits », *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, hiver, p. 48-61.

Moffitt, Robert [1985], « Unemployment Insurance and the Distribution of Unemployment Spells », *Journal of Econometrics*, vol. XXVIII, p. 85-101.

Moffitt, Robert et Walter Nicholson [1982], « The Effect of Unemployment Insurance on Unemployment: The Case of Federal Supplemental Benefits », *Review of Economics and Statistics*, vol. LXIV, n° 1, p. 1-11.

Nickell, S. J. [1979], « Estimating the Probability of Leaving Unemployment », *Econometrica*, vol. XLVII, n° 5, p. 1249-1266.

Pal, Leslie A. [1985], « Revision and Retreat: Canadian Unemployment Insurance, 1971-1981 », sous la direction de Jacqueline S. Ismael, *Canadian Social Welfare Policy: Federal and Provincial Dimensions*, Kingston et Montréal, McGill-Queen's University Press.

Phipps, Shelley [1990a], « Quantity-Constrained Household Responses to UI Reform », *Economic Journal*, vol. C, n° 1, p. 124-140.

——— [1990b], « The Impact of the Unemployment Insurance Reform of 1990 on Single Earners », *Analyse de politiques*, vol. XVI, n° 3, p. 252-261.

Portugal, Pedro et John T. Addison [1990], « Problems of Sample Construction in Studies of the Effects of Unemployment Insurance on Unemployment Duration », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. XLIII, n° 4, p. 463-477.

Rea, S. [1977], « Unemployment Insurance and Labour Supply: A Simulation of the 1971 Unemployment Insurance Act », *Revue canadienne d'économique*, vol. X, n° 2, p. 263-278.

Commission royale d'enquête sur l'union économique et les perspectives de développement du Canada [1985], *Rapport*, vol. II, Ottawa, ministre des Approvisionnements et Services.